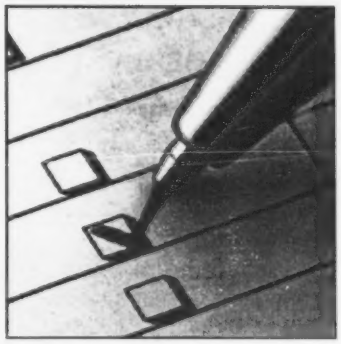
Composante du produit nº 82-003-X au catalogue de Statistique Canada
Rapports sur la santé

Article

Propriétés psychométriques, structure factorielle et invariance de la mesure des versions française et anglaise de l'échelle de soutien social de l'Étude des issues médicales



par Annie Robitaille, Heather Orpana
et Cameron N. McIntosh

Mai 2011

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Propriétés psychométriques, structure factorielle et invariance de la mesure des versions française et anglaise de l'échelle de soutien social de l'Étude des issues médicales

par Annie Robitaille, Heather Orpana et Cameron N. McIntosh

Résumé

Contexte
L'échelle de soutien social de l'Étude des issues médicales (EIM) est une enquête portant sur 19 items qui permet de mesurer quatre aspects du soutien fonctionnel. La présente étude porte sur les propriétés psychométriques, la structure factorielle et l'invariance de la mesure de l'échelle, pour un échantillon de Canadiens francophones et anglophones de 55 ans et plus.

Données et méthodes
La cohérence interne et la fiabilité composite d'un modèle de mesure congénère des aspects du soutien social fonctionnel ont été examinées. Une analyse factorielle confirmatoire et une vérification de l'invariance selon la langue (anglais = 2 642; français = 489) ont également été effectuées.

Résultats
Chez les participants anglophones et les participants francophones, les résultats indiquent une bonne cohérence interne (coefficient alpha de Cronbach de 0,90 à 0,97) et fiabilité composite (de 0,93 à 0,97) pour tous les aspects du soutien social fonctionnel. L'analyse factorielle confirmatoire a révélé des indices d'ajustement acceptables pour la structure axée sur quatre facteurs, semblables à ceux de la structure initiale. L'échelle semble s'appliquer uniformément aux participants francophones et aux participants anglophones.

Interprétation
L'échelle de soutien social de l'EIM semble constituer un instrument psychométrique valable aux fins de la recherche sur le soutien social basée sur des échantillons d'adultes francophones et anglophones d'un certain âge.

Mots-clés
Vieillissement, analyse de données, collecte de données, recherche empirique, analyse factorielle, gériatrie, langue, questionnaires, environnement social, modèles statistiques.

Auteurs
Annie Robitaille (1-613-907-1065; annie.g.robitaille@gmail.com) travaille au Centre d'étude sur le vieillissement de l'Université de Victoria, à Victoria (Colombie-Britannique). Heather Orpana travaille à l'École de psychologie de l'Université d'Ottawa, à Ottawa (Ontario). Cameron N. McIntosh travaille à Sécurité publique Canada, à Ottawa (Ontario) Canada.

Le soutien social joue un rôle important sur le plan du vieillissement en santé[1], de la santé physique[2,3], de la mortalité[4-16] et de la santé mentale[3,17-23]. De façon très générale, on pourrait définir le soutien social comme étant l'aide donnée à une personne par les membres de son réseau social, notamment pour l'aider à obtenir des renseignements, une aide financière ou un soutien affectif[24]. Pour comprendre le lien entre les différents types de soutien social et la santé physique et mentale, on recommande aux chercheurs d'utiliser des mesures qui englobent autant d'aspects que possible et qui mettent l'accent sur les types de soutien associés aux conséquences positives sur la santé[25-27].

L'échelle de soutien social de l'Étude des issues médicales (EIM), mise au point par Sherbourne et Stewart[28], se compose de 19 items qui se rapportent aux aspects fonctionnels du soutien social et un item qui se rapporte au soutien social structurel. L'étude initiale a été réalisée auprès d'un échantillon de 2 987 patients âgés de 18 à 98 ans qui avaient des problèmes de santé chroniques. Les auteurs ont effectué une analyse factorielle confirmatoire (AFC) des 19 items de mesure du soutien fonctionnel et ont conclu qu'un modèle à quatre facteurs révélait un bon ajustement aux données. Les quatre aspects fonctionnels du soutien social sont le soutien tangible (aide matérielle), le soutien émotif (amour et affection), l'interaction sociale positive (participation à des activités distrayantes avec d'autres personnes) et le soutien émotionnel/informationnel (rétroaction, orientation et information). Les pondérations factorielles normalisées étaient élevées pour les items des quatre aspects.

La validité factorielle de l'échelle de soutien social de l'EIM a été examinée par la suite par Gjesfjeld et coll. pour un échantillon de 330 mères dont les enfants recevaient des soins de santé mentale. Les auteurs ont examiné l'AFC d'une échelle à 18 items et de versions abrégées à 12 et 4 items[29]. Ils ont trouvé un modèle mieux ajusté pour les versions à 12 et à 4 items. Ces résultats font remettre en question l'ajustement de la version initiale de l'échelle et laissent croire que la suppression de certains items peut aboutir à un modèle mieux ajusté. Par conséquent, même si l'échelle de soutien social de l'EIM est utilisée dans le cadre de nombreuses études, d'autres recherches sont nécessaires pour mettre sa structure factorielle et ses propriétés psychométriques à l'essai auprès de diverses populations[29].

Par exemple, l'échelle de soutien social de l'EIM est concise, facile à comprendre et conçue de manière à minimiser le fardeau du répondant. De ce fait, elle est particulièrement adaptée aux personnes d'un certain âge. Cependant, aucune étude n'a encore porté sur sa valeur psychométrique et sa structure factorielle en fonction d'un échantillon d'adultes d'un certain âge représentatif à l'échelle nationale.

De même, il existe peu de renseignements sur l'invariance de la mesure (IM) entre les participants francophones et anglophones, fait particulièrement important au Canada, où les comparaisons entre ces deux groupes sont fréquentes. D'après Statistique Canada et l'Institut canadien d'information sur la santé, les taux de soutien émotionnel et informationnel sont relativement peu élevés au Québec[30], mais une analyse plus poussée s'impose pour déterminer si les différences sont réelles ou si elles sont attribuables à la traduction. Dans le contexte d'études sur le soutien social, rien ne sert de tirer des conclusions pour deux populations distinctes (p. ex. francophones et anglophones) avant d'avoir établi l'IM pour s'assurer que le sens attribué aux constructs par celles-ci est le même.

L'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de Statistique Canada, qui fait appel à l'échelle de soutien social de l'EIM, est administrée en français et en anglais. Deux études antérieures dans le cadre desquelles on a traduit l'échelle de soutien social en français, pour ensuite en étudier les propriétés psychométriques, ont permis de constater un niveau approprié de cohérence, de fiabilité et de validité convergente[31,32]. Cependant, la traduction utilisée aux fins de l'ENSP a été élaborée séparément. Par conséquent, il est peu probable que ses résultats psychométriques soient les mêmes.

La présente étude vise principalement à examiner la cohérence interne des versions française et anglaise de l'échelle de soutien social de l'EIM pour un échantillon d'adultes d'un certain âge. En deuxième lieu, elle sert à effectuer une analyse factorielle confirmatoire afin de permettre une évaluation de la structure factorielle de chacune des versions. Enfin, elle a pour but de déterminer si les items de l'échelle s'appliquent uniformément aux participants francophones et aux participants anglophones.

Méthodes

Échantillon et données

Les données proviennent du volet des ménages de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP)[33], laquelle a permis de recueillir des données auprès des mêmes personnes tous les deux ans depuis 1994-1995. Ce volet vise la population des dix provinces, à l'exclusion des membres à temps plein des Forces canadiennes, des habitants des réserves indiennes, des terres de la Couronne et de certaines régions éloignées de l'Ontario et du Québec, et des résidents (militaires et civils) des bases des Forces canadiennes[34]. L'étude n'a pas tenu compte du volet des établissements de soins de santé de l'enquête, qui a été administré aux résidents des établissements de soins de santé et abandonné après le cycle 5.

Pour toutes les provinces sauf le Québec, on a utilisé un plan de sondage stratifié à deux degrés qui reposait sur une sélection intragrappe des logements. Sa conception était axée sur l'Enquête sur la population active (EPA). Pour le Québec, l'échantillon a été prélevé auprès des ménages qui avaient participé à l'« Enquête sociale et de santé », en fonction d'un plan de sondage à deux degrés[34]. L'échantillon longitudinal était formé de 17 276 participants, pour lesquels, au cours du cycle 3 (1998-1999), le taux de réponse a été de 88,3 %[33]. Les données ont été recueillies au moyen d'interviews (téléphoniques) assistées par ordinateur et sur place, la majorité d'entre elles ayant été menées par téléphone[33].

La présente étude porte uniquement sur les répondants qui étaient âgés de 55 ans et plus au début de l'enquête, soit en 1994-1995, et est fondée sur les données du cycle 3 (1998-1999).

Mesures

Soutien social

Les 19 items de l'échelle de soutien social de l'EIM permettent de mesurer quatre aspects du soutien social fonctionnel[28]. (L'échelle renferme également un item sur le soutien structurel dont il n'est pas tenu compte ici.) D'abord, le soutien émotionnel/informationnel est évalué à partir de huit items qui permettent d'évaluer la mesure dans laquelle les relations interpersonnelles procurent une orientation, des effets positifs et une compréhension empathique. Ensuite, le soutien tangible englobe quatre items se rapportant à l'aide matérielle et comportementale. Le soutien affectif, lui, est évalué au moyen de trois items qui permettent de mesurer les marques d'affection et d'amour. Quant à elles, les interactions sociales positives englobent quatre items se rapportant aux possibilités de se divertir en compagnie d'autres personnes. Les réponses reposent sur une échelle de cinq points allant de « jamais » à « tout le temps », le soutien étant d'autant plus grand que les valeurs sont élevées.

Langue

Les participants à l'ENSP ont été interviewés en français ou en anglais. Cette variable a été utilisée pour identifier les participants francophones et anglophones sélectionnés aux fins de la présente étude. La grande majorité qui ont choisi d'être interviewés en français résidaient au Québec.

Analyses

Les analyses descriptives ont été effectuées à l'aide de SAS (version 8)[35]. En raison de sa capacité d'AFC d'échelles catégorielles ordonnées, le logiciel M*plus* (version 4.1) a servi à effectuer toutes les autres analyses[36,37].

La cohérence interne de l'échelle de soutien social de l'EIM a été mesurée au moyen du coefficient alpha de Cronbach, à l'aide de corrélations polychoriques, ce qui était conditionnel au classement des données en fonction de la catégorie[38]. L'utilisation du coefficient alpha de Cronbach comme indicateur de la cohérence interne a été critiquée[38-41], surtout lorsqu'il n'est pas question de données continues. Par conséquent, on a également examiné la fiabilité composite du modèle de mesures congénères (FCMMC)[40].

Le fait d'ajuster des variables catégoriques ordonnées à un modèle de variables continues peut entraîner une distorsion de la structure factorielle et de l'ajustement du modèle, et peut influer sur les comparaisons entre les groupes[42-44]. Ainsi, l'AFC et le test de l'invariance ont été effectués en se basant sur les procédures relatives aux données catégorielles ordonnées. Une matrice de corrélation polychorique a été analysée à l'aide d'un estimateur par les moindres carrés pondérés, avec un chi carré ajusté sur la moyenne et sur la variance (estimateur WLSMV)[37,43]. Lorsque la taille de l'échantillon est suffisamment grande, cette méthode fonctionne bien pour les variables catégoriques, même dans le cas d'un écart modeste par rapport à la norme[43,44]. Une approche à deux étapes a été utilisée pour la vérification de l'IM[37]. Premièrement, on a établi un modèle de base pour lequel les pondérations factorielles et les seuils étaient libres pour les deux groupes et où l'ajustement aux données était raisonnable. Deuxièmement, on a vérifié la cohérence de l'échelle de soutien social pour les participants francophones et les participants anglophones en contraignant toutes les pondérations factorielles et tous les seuils de façon à ce qu'ils soient les mêmes pour les deux groupes.

On a utilisé des poids de sondage afin d'éviter d'introduire un biais dû à l'estimation des paramètres[33,45]. Pour obtenir un poids normalisé, on a divisé la valeur pondérée par le poids moyen.

Étant donné le recours à l'échantillonnage stratifié et l'échantillonnage en grappes aux fins de la collecte des données, on a appliqué la méthode du *bootstrap* aux analyses préliminaires afin de tenir compte des mises à l'écart de l'hypothèse de l'indépendance entre les observations.

Dans le contexte de la modélisation par équations structurelles (MES), l'utilisation de données tirées de plans de sondage complexes peut entraîner une sous-estimation des erreurs types, ce qui peut influer sur la valeur du chi carré. La méthode de la linéarisation (linéarisation en série de Taylor) a été utilisée, avec des identificateurs par grappes et par strates. Cette méthode permet d'obtenir des estimations robustes des paramètres et des erreurs types[46].

L'utilisation dans le cadre de la MES d'indices d'ajustement approximatifs (IAA) pour les modèles qui ne réussissent pas le test du chi carré, au lieu d'indiquer l'importance statistique du chi carré, a été critiquée[47]. Cependant, vu la grande taille de l'échantillon utilisé pour la présente étude, il est probable que les statistiques du test du chi carré seront statistiquement importantes. Cela permet de croire que l'écart entre le modèle observé et le modèle hypothétique sera plus prononcé que celui qui résulterait du hasard uniquement. Par conséquent, l'importance du test du chi carré et les IAA ont été déclarés. Les IAA ne sont pas fournis dans le but de corroborer

Tableau 1
Certaines caractéristiques de l'échantillon de l'étude, selon la langue de l'interview, population à domicile de 55 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999

	Langue de l'interview			
	Anglais (n = 2 642)		Français (n = 489)	
	Nombre	Pourcentage†	Nombre	Pourcentage†
Sexe				
Hommes	1 020	43,6	198	40,3
Femmes	1 622	56,5	291	59,7
État matrimonial*				
Marié(e)/conjoint(e) de fait/vit avec un partenaire	1 383	65,1	258	58,1
Célibataire	160	4,4	37	6,5
Veuf(ve)/séparé(e)/divorcé(e)	1 099	30,5	194	35,4
Revenu*				
Le moins élevé	131	3,7	23	4,4
Inférieur-moyen	477	12,9	125	23,5
Moyen	945	35,4	198	41,8
Supérieur-moyen	677	33,5	88	24,0
Le plus élevé	236	14,6	19	6,3
Études*				
Pas de diplôme d'études secondaires	1 195	39,6	301	59,4
Diplôme d'études secondaires	328	13,0	55	11,8
Études postsecondaires partielles	539	21,7	56	11,9
Diplôme d'études postsecondaires	578	25,8	77	16,9

† estimations pondérées
* différences significatives entre les sujets francophones et les sujets anglophones
Source : Enquête nationale sur la santé de la population, 1998-1999, volet des ménages.

Tableau 2
Moyennes (M), écarts types (ET), estimations du coefficient alpha et estimations de la fiabilité composite (FCMMC) pour les facteurs de soutien social de l'Étude des issues médicales, selon la langue de l'interview, population à domicile de 55 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999

	Langue de l'interview							
	Anglais (n = 2 642)				Français (n = 489)			
Échelle	Moyenne	Écart type	Coefficient alpha	FCMMC	Moyenne	Écart type	Coefficient alpha	FCMMC
Soutien tangible	13,54	3,47	0,93	0,93	12,69	4,89	0,93	0,93
Soutien émotionnel	10,30	2,58	0,94	0,94	9,55	3,52	0,90	0,93
Interaction sociale positive	13,14	3,52	0,95	0,95	12,62	4,41	0,93	0,94
Soutien émotionnel/informationnel	26,37	6,79	0,97	0,97	24,93	9,12	0,96	0,96

Nota : Des poids d'échantillonnage normalisés et la méthode de linéarisation de Taylor ont été utilisés.
Source : Enquête nationale sur la santé de la population, 1998-1999, volet des ménages.

un ajustement parfait ou un manque d'ajustement, mais plutôt dans celui de renseigner sur la pertinence du modèle fondé sur l'ajustement approximatif[48].

À l'instar des tests de l'ajustement global du modèle, les tests de la différence du chi carré utilisés dans le cadre de l'IM sont sensibles à la taille de l'échantillon[49]. D'après de récents travaux, les IAA utilisés dans les recherches sur l'IM seraient moins sensibles à la taille de l'échantillon que les statistiques du chi carré[49-51]. Vandenberg et Lance recommandent d'utiliser la variance de l'indice d'ajustement comparatif (IAC) et un seuil de 0,02 pour déceler l'absence d'invariance[52]. L'utilisation de valeurs de l'erreur type de l'approximation (ETA) n'est pas recommandée[49].

Contrairement à d'autres méthodes d'estimation, où le degré de liberté et, par conséquent, les statistiques du chi carré sont fondés sur la spécification du modèle, le degré de liberté dans le cas de l'estimateur WLSMV est rajusté en fonction de la taille de l'échantillon et de la spécification du modèle[37,43,53]. Ainsi, seules les valeurs *p*, et non le degré de liberté ou les valeurs du chi carré, sont interprétables. Pour cette raison, le degré de liberté et la valeur du chi carré n'ont pas été déclarés.

Les critères suivants ont été utilisés pour évaluer l'ajustement du modèle : les valeurs *p* du chi carré; l'indice d'ajustement comparatif (IAC); l'indice de Tucker et Lewis (TLI) et l'ETA. Selon Hu et Bentler, un IAC et un indice TLI supérieur à 0,95 indiquent un ajustement acceptable[54]. Un ETA inférieur à 0,05 constitue un bon ajustement et un ETA allant jusqu'à 0,08, un ajustement raisonnable[54,55]. Les estimations des paramètres et des erreurs types sont également examinées.

Résultats

Analyse préliminaire

Au total, 4 444 personnes ayant participé au cycle 3 de l'ENSP (1998-1999) étaient âgés de 55 ans et plus en 1994-1995. De ce nombre, huit ont été exclues des présentes analyses, car leurs données sur la langue de l'interview étaient incomplètes. Par ailleurs, 525 autres personnes qui sont décédées et 111 personnes qui sont allées vivre en établissement ont été exclues.

Parmi les enregistrements qui restaient, 669 ont été supprimés parce qu'il y manquait au moins une valeur dans l'échelle de soutien social de l'EIM. Les participants pour lesquels des valeurs étaient manquantes étaient similaires à ceux pour lesquels les données sur le sexe et la langue étaient complètes, mais ils étaient plus âgés et avaient un niveau de scolarité et un revenu moins élevés. Étant donné que pour la majorité d'entre eux (530) il manquait des données pour tous les items de l'échelle de soutien social de l'EIM, il aurait été difficile de faire une imputation. Certes, il aurait été possible d'ajouter des variables supplémentaires au modèle AFC et d'en faire des variables conditionnelles à l'absence de données, mais une telle approche ne fonctionne pas bien lorsque toutes les valeurs pour les variables de l'indicateur sont manquantes.

Les analyses portent sur les 3 131 adultes qui restaient, dont l'âge variait de 58 à 99 ans (M = 69,72; ET = 7,91) (tableau 1). Les sujets anglophones avaient un niveau de scolarité et un

Tableau 3
Statistiques des mesures de la qualité de l'échelle de soutien social de l'Étude des issues médicales, population à domicile de 55 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999

Modèle	Valeurs de probabilité	Indice d'ajustement comparatif (IAC)	Indice de Tucker et Lewis (TLI)	Erreur type de l'approximation (ETA)
Sujets anglophones	<0,0001	,96	,99	,076
Sujets francophones	<0,0001	,96	,99	,047
Sujets francophones et anglophones confondus	<0,0001	,95	,99	,084
Test de l'égalité entre les langues				
Pondération factorielle et seuils, modèle non contraint	<0,0001	,97	,99	,086
Pondération factorielle et seuils, modèle contraint	<0,0001	,98	,10	,075

Nota : Des poids d'échantillonnage normalisés et la méthode de linéarisation de Taylor ont été utilisés.
Source : Enquête nationale sur la santé de la population, 1998-1999, volet des ménages.

revenu significativement plus élevés que les sujets francophones. Les sujets francophones, quant à eux, étaient moins susceptibles que leurs homologues anglophones de faire partie d'un couple. Par contre, aucune différence quant à l'âge et au sexe n'a été notée d'un groupe à l'autre.

Fiabilité

Dans tous les cas, le coefficient alpha de Cronbach dépassait 0,90 (tableau 2). La fiabilité composite était fondée sur les pondérations factorielles normalisées et les variances normalisées de l'erreur de mesure pour le modèle entièrement contraint. Ces estimations ont été utilisées parce que le modèle semble fonctionner de la même façon pour les deux groupes. Toutes les valeurs étaient supérieures à 0,93.

Analyse factorielle confirmatoire

Une AFC axée sur quatre facteurs a été effectuée séparément pour les sujets francophones et les sujets anglophones (tableau 3). Pour les deux groupes, le modèle révélait un ajustement aux données approprié. Cependant, les valeurs ETA étaient quelque peu élevées pour le groupe des Anglophones. L'examen des indices IM laisse croire à une saturation transversale de l'item 5 (« … une personne pouvant vous accompagner chez le médecin si vous en aviez besoin? ») dans le cas du soutien affectif (indice de modification = 41,30, variation attendue normalisée du paramètre = 0,31), de l'interaction sociale positive (indice de modification = 41,16, variation attendue normalisée du paramètre = 0,29) et du soutien émotionnel/informationnel (indice de modification = 51,76, variation attendue normalisée du paramètre = 0,33). Il semble que l'item 5 permette de mesurer non seulement le soutien tangible, mais également le soutien social affectif, l'interaction sociale positive et le soutien social émotionnel/informationnel.

Tableau 4
Estimations normalisées et non normalisées tirées des modèles définitifs, population à domicile de 55 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999

	Langue de l'interview			
	Anglais (n = 2 642)		Français (n = 489)	
Paramètres	Estimation normalisée	Estimation non normalisée (erreur type)	Estimation normalisée	Estimation non normalisée (erreur type)
Item 2 – Soutien tangible	0,80†	1,00	0,83†	1,00
Item 3 – Soutien émotionnel/informationnel	0,85†	1,00	0,82†	1,00
Item 4 – Soutien émotionnel/informationnel	0,83	,97 (0,012)	0,80	,98 (0,030)
Item 5 – Soutien tangible	0,85	1,06 (0,024)	0,89	1,08 (0,034)
Item 6 – Soutien affectif	0,90†	1,00	0,86†	1,00
Item 7 – Interaction sociale positive	0,89†	1,00	0,87†	1,00
Item 8 – Soutien émotionnel/informationnel	0,88	1,03 (0,012)	0,87	1,06 (0,029)
Item 9 – Soutien émotionnel/informationnel	0,91	1,07 (0,012)	0,90	1,10 (0,025)
Item 10 – Soutien affectif	0,90	1,00 (0,014)	0,90	1,04 (0,034)
Item 11 – Interaction sociale positive	0,90	1,01 (0,009)	0,88	1,00 (0,021)
Item 12 – Soutien tangible	0,92	1,14 (0,020)	0,91	1,10 (0,029)
Item 13 – Soutien émotionnel/informationnel	0,87	1,02 (0,012)	0,89	1,08 (0,027)
Item 14 – Interaction sociale positive	0,93	1,05 (0,009)	0,83	0,95 (0,020)
Item 15 – Soutien tangible	0,95	1,18 (0,021)	0,90	1,09 (0,032)
Item 16 – Soutien émotionnel/informationnel	0,94	1,11 (0,013)	0,91	1,11 (0,027)
Item 17 – Soutien émotionnel/informationnel	0,94	1,10 (0,012)	0,92	1,11 (0,027)
Item 18 – Interaction sociale positive	0,95	1,06 (0,008)	0,91	1,04 (0,022)
Item 19 – Soutien émotionnel/informationnel	0,94	1,10 (0,013)	0,88	1,07 (0,033)
Item 20 – Soutien affectif	0,94	1,04 (0,013)	0,85	,99 (0,034)

† paramètre fixe
Nota : Des poids d'échantillonnage normalisés et la méthode de linéarisation de Taylor ont été utilisés.
Source : Enquête nationale sur la santé de la population, 1998-1999, volet des ménages.

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- L'échelle de soutien social de l'Étude des issues médicales (EIM) comporte 19 items et permet de mesurer quatre aspects du soutien social fonctionnel.
- Concise, facile à comprendre et d'une conception qui minimise le fardeau du répondant, elle convient particulièrement aux répondants d'un certain âge.
- On dispose de peu de renseignements à savoir s'il s'agit d'un instrument équivalent pour les Francophones et les Anglophones.

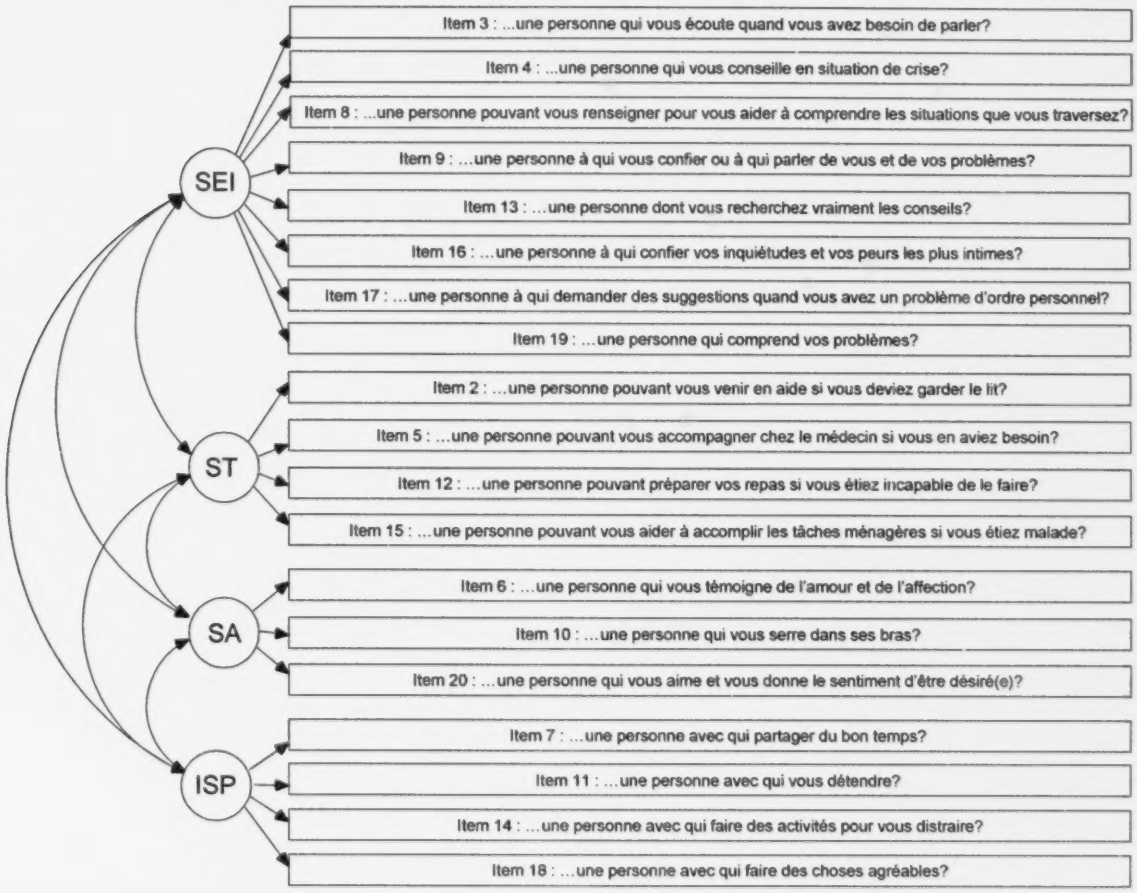
Ce qu'apporte l'étude

- L'échelle de soutien social de l'EIM est une mesure appropriée pour un échantillon de sujets francophones et anglophones de 55 ans et plus représentatif à l'échelle nationale.
- L'étude fournit des preuves supplémentaires que l'échelle permet de mesurer quatre aspects du soutien fonctionnel.
- Elle semble s'appliquer uniformément aux Francophones et aux Anglophones.

Dans le cas des participants francophones, tous les indices de modification étaient peu élevés. Après la prise en compte d'un certain nombre de facteurs, la spécification du modèle est demeurée inchangée. Le taux d'ETA était légèrement élevé, mais acceptable[56]; les indices IAC et TLI laissent croire à un ajustement acceptable et, théoriquement, il est difficile d'expliquer pourquoi ces items entraîneraient une saturation transversale par rapport aux autres facteurs.

Les items de l'échelle de soutien social de l'EIM ont tous donné lieu à une saturation factorielle importante par rapport à leurs variables latentes respectives (tableau 4, figure 1). (On peut obtenir les tableaux de la matrice

Figure 1
Modèle de la structure factorielle de l'échelle de soutien social de l'Étude des issues médicales pour un échantillon de Francophones et Anglophones de 55 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999



SEI = soutien émotionnel/informationnel
ST = soutien tangible
SA = soutien affectif
ISP = interaction sociale positive
Nota : L'item 1 n'est pas inclus dans la figure parce qu'il permet de mesurer le soutien structurel et n'a pas été inclus dans l'étude.
Source : Enquête nationale sur la santé de la population, 1998-1999, volet des ménages.

de corrélation, y compris les moyennes et les écarts types pour chaque item du modèle, auprès des auteurs.)

Test d'invariance

Le modèle multigroupe non contraint, pour lequel les pondérations factorielles et les seuils sont souples, rend compte d'un ajustement aux données acceptable. Le deuxième modèle, pour lequel les pondérations factorielles et les seuils sont contraints de façon à correspondre pour les deux groupes, constitue également un modèle acceptable (tableau 3). En contraignant les pondérations factorielles et les seuils de façon à ce qu'ils correspondent pour les deux groupes, on a obtenu une différence importante du chi carré ($\Delta\chi^2[\Delta df = 21] = 50{,}84$, $p = 0{,}0003$). Cependant, l'IAC pour vérifier l'invariance des pondérations factorielles et des seuils était de 0,008, ce qui porte à conclure à l'invariance des pondérations factorielles et des seuils pour les deux modèles. L'invariance partielle de la mesure a été examinée en contraignant chaque item, un à la fois, de façon à ce que tous les items correspondent pour les deux groupes. Aucune différence n'a été constatée.

Discussion

L'étude visait principalement à examiner les propriétés psychométriques des versions française et anglaise de l'échelle de soutien social de l'EIM pour un échantillon d'adultes d'un certain âge. De façon générale, les résultats rejoignent ceux d'études antérieures de l'échelle qui ont conclu à des propriétés psychométriques valables[28,29]. Les coefficients de Cronbach et valeurs FCMMC élevés obtenus pour toutes les sous-échelles indiquent une bonne cohérence interne.

Deuxièmement, l'étude visait à vérifier l'hypothèse selon laquelle l'échelle de soutien social à 19 items de l'EIM repose sur une structure axée sur quatre facteurs. D'après les résultats, on peut croire que le modèle du soutien social fonctionnel axé sur quatre facteurs est acceptable. Bien que cela soit cohérent avec les résultats d'études antérieures[28], certains items semblent donner lieu à une saturation transversale pour plus d'un facteur, ce qui porte à croire qu'on pourrait obtenir un modèle mieux ajusté si certains items étaient supprimés. Cela va dans le sens des résultats des travaux de Gjesfjeld et de ses collègues[29].

Troisièmement, l'étude visait à examiner l'invariance du modèle entre les sujets francophones et anglophones. D'après la variance de l'IAC, l'instrument fonctionne à peu près de la même façon pour les deux groupes. Par ailleurs, lorsqu'on examine chaque item séparément, on ne constate pas de différences d'un item à l'autre. Toutefois, étant donné que le résultat du test de la différence du chi carré était significatif, on ne peut écarter l'hypothèse de l'absence d'invariance de la mesure.

Les versions française et anglaise de l'échelle de soutien social de l'EIM utilisées dans le cadre de l'ENSP semblent constituer de bons instruments de mesure de la perception qu'ont les adultes d'un certain âge de la disponibilité du soutien social, laquelle est un prédicteur du vieillissement en santé[57-61]. Cependant, l'échelle ne permet pas de mesurer tous les aspects du soutien social. Par exemple, elle n'inclut pas le réconfort[27,62-65] ou la source du soutien (membres de la famille, amis, enfants). L'ajout d'items de ce genre est important pour les recherches à venir.

Les résultats de l'étude s'appliquent aux personnes de 55 ans et plus présentant des caractéristiques démographiques semblables. De plus, même s'il y avait des différences significatives entre les personnes pour lesquelles des données manquaient et celles pour lesquelles il n'en manquaient pas, ces premières ont été exclues de l'étude faute d'une façon valable d'imputer les données les concernant. Or, les résultats auraient peut-être été légèrement différents si les analyses avaient tenu compte de ces personnes.

De même, l'évaluation de l'IM entre les adultes francophones et les adultes anglophones d'un certain âge est utile pour les chercheurs qui étudient le soutien social en rapport avec ces populations. Par le passé, les études ont porté sur les deux groupes confondus ou établi des comparaisons même si l'IM entre eux n'avait pas été évaluée. Les Canadiens francophones et anglophones visés par la présente étude ne semblent pas différer dans leur interprétation des items de l'échelle de soutien social de l'EIM. Cela porte à croire que les différences culturelles entre eux ont vraisemblablement joué un rôle important en ce qui a trait aux différences observées dans les niveaux de soutien social dans le cadre d'études passées de l'échelle de soutien social de l'EIM. ■

Remerciements

Les auteurs tiennent à remercier Rochelle Garner de son aide au cours de l'élaboration du manuscrit. L'étude a reçu l'appui du Programme de recherche Tom-Symons de Statistique Canada sous forme d'une bourse de recherche accordée à la première auteure.

Références

1. C.A. Depp et D.V. Jeste, « Definitions and predictors of successful aging: A comprehensive review of larger quantitative studies », *American Journal of Geriatric Psychiatry*, 14(1), 2006, p. 6-20.
2. H.B. Bosworth et W.K. Schaie, « The relationship of social environment, social networks, and health outcomes in The Seattle Longitudinal Study: Two analytical approaches », *Journal of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 52B(5), 1997, p. 197-205.
3. M. Shields et L. Martel, « Des aînés en bonne santé », *Rapports sur la santé*, 16 (suppl), 2005, p. 7-21 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
4. D.G. Blazer, « Social support and mortality in an elderly community population », *American Journal of Epidemiology*, 115(5), 1982, p. 684-694.
5. J.S. House, C. Robbins et H.L. Metzner, « The association of social relationships and activities with mortality: prospective evidence from the Tecumseh Community Health Study », *American Journal of Epidemiology*, 116(1), 1982, p. 123-140.
6. K. Orth-Gomér et J.V. Johnson, « Social network interaction and mortality: A six-year follow-up study of a random sample of the Swedish population », *Journal of Chronic Diseases*, 40(10), 1987, p. 949-957.
7. T.E. Seeman, G.A. Kaplan *et al.*, « Social network ties and mortality among the elderly in the Alameda county study », *American Journal of Epidemiology*, 126(4), 1987, p. 714-723.
8. B.S. Hanson, S.O. Isacsson, L. Janzon et S.E. Lindell, « Social network and social support influence mortality in elderly men: prospective population study of "men born in 1914", Malmö, Sweden », *American Journal of Epidemiology*, 130(1), 1989, p. 100-111.
9. J.P. Hirdes et W.F. Forbes, « The importance of social relationships, socioeconomic status and health practices with respect to mortality among healthy Ontario males », *Journal of Clinical Epidemiology*, 45(2), 1992, p. 175-182.
10. U. Steinbach, « Social networks, institutionalization, and mortality among elderly people in the United States », *Journal of Gerontology*, 47(4), 1992, p. S183-S190.
11. G.A. Kaplan, T.W. Wilson, R.D. Cohen *et al.*, « Social functioning and overall mortality: prospective evidence from the Kuopio Ischemic Heart Disease Risk Factor Study », *Epidemiology*, 5(5), 1994, p. 495-500.
12. I. Kawachi, G.A. Colditz, A. Ascherio *et al.*, « A prospective study of social networks in relation to total mortality and cardiovascular disease in men in the USA », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 50(3), 1996, p. 245-251.
13. T.E. Seeman, « Social ties and health: the benefits of social integration », *Annals of Epidemiology*, 6(5), 1996, p. 442-451.
14. O.S. Dalgard et L. Lund Håheim, « Psychosocial risk factors and mortality: a prospective study with special focus on social support, social participation, and locus of control in Norway », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 52(8), 1998, p. 476-481.
15. C.D. Ceria, K.H. Masaki, B.L. Rodriguez *et al.*, « The relationship of psychosocial factors to total mortality among older Japanese-American men: The Honolulu Heart Program », *Journal of the American Geriatrics Society*, 49(6), 2001, p. 725-731.
16. C. Lennartsson et M. Silverstein, « Does engagement with life enhance survival of elderly people in Sweden? The role of social and leisure activities », *The Journals of Gerontology, Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 56(6), 2001, p. S335-S342.
17. N. Krause, « Anticipated support, received support, and economic stress among older adults », *The Journals of Gerontology, Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 52(6), 1997, p. 284-293.
18. T.E. Oxman, L.F. Berkman, S. Kasl, D.H. Freeman et J. Barrett, « Social support and depressive symptoms in the elderly », *American Journal of Epidemiology*, 135(4), 1992, p. 356-368.
19. M. Ramos et J. Wilmoth, « Social relationships and depressive symptoms among older adults in Southern Brazil », *The Journals of Gerontology, Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 58, 2003, p. S253-S261.
20. J.P. Lépine et S. Bouchez, « Epidemiology of depression in the elderly », *International Clinical Psychopharmacology*, 13(Suppl 5), 1998, p. S7-S12.
21. N. Krause, J. Liang et N. Yatomi, « Satisfaction with social support and depressive symptoms: A panel analysis », *Psychology and Aging*, 4(1), 1989, p. 88-97.
22. D.W. Russell et C.E. Cutrona, « Social support, stress, and depressive symptoms among the elderly: Test of a process model », *Psychology and Aging*, 6(2), 1991, p. 190-201.
23. D.G. Blazer et C.F. Hybels, « Origins of depression in later life », *Psychological Medicine*, 35, 2005, p. 1241-1252.
24. S. Cohen, « Social relationships and health », *American Psychologist*, 59(8), 2004, p. 676-684.
25. S. Cohen, B.H. Gottlieb et L.G. Underwood, « Social relationships and health: Challenges for measurement and intervention », *Advances in Mind-Body Medicine*, 17(2), 2001, p. 129-142.
26. S. Cohen, B.H. Gottlieb et L.G. Underwood, « Social relationships and health », dans S. Cohen, L.G. Underwood et B.H.Gottlieb, sous la direction de. *Measuring and Intervening in Social Support*, New York, Oxford University Press, 2000, p. 3-25.
27. J. Caron et S. Guay, « Soutien social et santé mentale : concept, mesure, recherches récentes et implications pour l'intervention », *Santé Mentale au Québec*, 30(2), 2005, p. 15-38.
28. C.D. Sherbourne et A.L. Stewart, « The MOS social support survey », *Social Science and Medicine*, 32(6), 1991, p. 705-714.
29. C.D. Gjesfjeld, C.G. Greeno et K.H. Kim, « A confirmatory factor analysis of an abbreviated social support instrument: The MOS-SSS », *Research on Social Work Practice*, 18(3), 2008, p. 231-237.
30. A. Badoux, « Social support in healthy and psychologically distressed French populations », *Psychology, Health, and Medicine*, 5(2), 2000, p. 143-154.
31. D. Anderson, B. Bilodeau, G. Deshaies, M. Gilbert et J. Jobin, « French-Canadian validation of the MOS Social Support Survey », *Canadian Journal of Cardiology*, 21(10), 2005, p. 867-873.
32. Statistique Canada et l'Institut canadien d'information sur la santé, « Proportion of the population 12 years and over without a high level of social support, Quebec and some Canadian provinces », 2005, *Indicateurs de la santé*, (1), 2006, p. 82-221.
33. Statistique Canada, *Enquête nationale sur la santé de la population, Cycles 1 à 7 (1994/1995 à 2006/2007), volet ménages. Documentation longitudinale*, Ottawa, Statistique Canada, 2008.
34. J.-L. Tambay et G. Catlin, « Plan d'échantillonnage de l'Enquête nationale sur la santé de la population », *Rapports sur la santé*, 7(1), 1995, p. 31-42.
35. SAS [logiciel], version 8, Cary, North Carolina, SAS Institute Inc., 2000.
36. *Mplus* [logiciel], version 4.1., Los Angeles, California, Muthén & Muthén, 2006.
37. L.K. Muthén et B.O. Muthén, *Mplus User's Guide*, 5th ed., Los Angeles, California, Muthén & Muthén, 2007.

38. B.D. Zumbo, A.M. Gadermann et C. Zeisser, « Ordinal verions of coefficients alpha and theta for likert rating scales », *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 6(1), 2007, p. 21-29.
39. G.K. Huysamen, « Coefficient alpha: unnecessarily ambiguous; unduly ubiquitous », *Journal of Industrial Psychology*, 32(4), 2006, p. 34-40.
40. T. Raykov, « Estimation of composite reliability for congeneric measures », *Applied Psychological Measurement*, 21(2), 1997, p. 173-184.
41. P.M. Bentler, « Alpha, dimension-free, and model-based internal consistency reliability », *Psychometrika*, 74(1), 2009, p. 137-143.
42. G.H. Lubke et B.O. Muthén, « Applying Multigroup Confirmatory Factor Models for Continuous Outcomes to Likert Scale Data Complicates Meaningful Group Comparisons », *Structural Equation Modeling*, 11(4), 2004, p. 514-534.
43. D.B. Flora et P.J. Curran, « An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data », *Psychological Methods*, 9(4), 2004, p. 466-491.
44. P.W. Lei, « Evaluating estimation methods for ordinal data in structural equation modeling », *Quality and Quantity*, 43(3), 2007, p. 495-507.
45. T. Asparouhov, « Sampling weights in latent variable modeling », *Structural Equation Modeling*, 12(3), 2005, p. 411-434.
46. L.M. Stapleton, « An assessment of practical solutions for structural equation modeling with complex sample data », *Structural Equation Modeling*, 13(1), 2006, p. 28-58.
47. T. Vernon et S.B.G. Eysenck, « Special issue on structural equation modeling [Special Issue] », *Personality and Individual Differences*, 42(5), 2007.
48. R.E. Millsap, « Structural equation modeling made difficult », *Personality and Individual Differences*, 42, 2007, p. 875-881.
49. A.W. Meade, E.C. Johnson et P.W. Braddy, « Power and sensitivity of alternative fit indices in tests of measurement invariance », *Journal of Applied Psychology*, 93(3), 2008, p. 568-592.
50. F.F. Chen, « Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance », *Structural Equation Modeling*, 14(3), 2007, p. 464-504.
51. G.W. Cheung et R.B. Rensvold, « Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance », *Structural Equation Modeling*, 9(2), 2002, p. 233-255.
52. R.J. Vandenberg et C.E. Lance, « A review and synthesis of the measurements invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research », *Organizational Research Methods*, 3, 2000, p. 4-70.
53. Mplus discussion board, 2009, disponible à l'adresse http://www.statmodel.com/.
54. L. Hu et P.M. Bentler, « Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives », *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1999, p. 1-55.
55. B.M. Byrne et T.L. Campbell, « Cross-cultural comparisons and the presumption of equivalent measurement and theoretical structure: A look beneath the surface », *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 30(5), 1999, p. 555-574.
56. M.W. Browne et R. Cudeck, « Alternative ways of assessing model fit », dans K.A. Bollen et J.S. Long, sous la direction de. *Testing structural equation models*, Newbury Park, California, Sage, 1993, p. 136-162.
57. H. Camirand et V. Nanhou, « La détresse psychologique chez les Québécois en 2005 : Série Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes », Institut de la statistique du Québec, *Zoom Santé*, sept 2008, p. 1-4.
58. M. Couture, N. Larivière et R. Lefrançois, « Psychological distress in older adults with low functional independence: A multidimensional perspective », *Archives of Gerontology and Geriatrics*, 41(1), 2005, p. 101-111.
59. M. Préville, R. Hébert, G. Bravo et R. Boyer, « Predisposing and facilitating factors of severe psychological distress among frail elderly adults », *Canadian Journal on Aging*, 21(2), 2001, p. 195-204.
60. N. Krause, J. Liang et V. Keith, « Personality, social support, and psychological distress in later life », *Psychology and Aging*, 5(3), 1990, p. 315-326.
61. D.G. Blazer, « Depression in late life: Review and commentary », *Focus*, 7(1), 2009, p. 118-136.
62. J. Caron, Y. Lecomte, E. Stip et S. Renaud, « Predictors of quality of life in schizophrenia », *Community Mental Health Journal*, 41(4), 2005, p. 399-417.
63. J. Caron, E. Latimer et M. Tousignant, « Predictors of psychological distress in low income populations of Montreal », *Canadian Journal of Public Health*, 98, 2007, p. 35-44.
64. J. Caron, C. Mercier, A. Martin et E. Stip, « Le rôle du soutien social, du fardeau familial et de la satisfaction des services dans la détresse psychologique et la qualité de vie des familles de personnes atteintes de schizophrénie », *Santé Mentale au Québec*, 30(2), 2005, p. 165-182.
65. J. Caron et A. Liu, *Measuring Psychological Well-being on a population health survey on mental health*, Report presented to Statistics Canada, March 2008.